中国民众普遍信任的动态变迁 ——基于年龄-时期-世代效应的分析*

高学德　　马号云

（兰州大学管理学院，兰州 730000）

摘 要 利用中国综合社会调查数据（2003~2021），描述分析了中国民众普遍信任的动态变迁趋势及其影响因素。研究发现，普遍信任随个体年龄的增长呈现出“U”型曲线趋势（年龄效应），且随不同测量时期总体上呈现为上升趋势（时期效应），同时，普遍信任随不同世代呈倒“U”型趋势（世代效应）：自 1925 世代起逐步上升，于 1940 世代由负转正，随后 1945 世代至 1970 世代间进入相对稳定的平台时期，1975 世代后开始迅速下降，1990 世代落到建国后的最低值，此后缓慢回升。研究还发现，亲属关系和收入差距对普遍信任的变迁产生显著的负向影响，而市场化系数、人口流动率、社会组织数量、平均受教育年限和政府信任指数等变量则对普遍信任的变迁产生正向影响。论文将普遍信任的历时性变迁特征嵌入到近百年来中国社会发展的不同阶段以及由此而生成的不同信任模式中加以解释，研究结果丰富了学术界对我国民众普遍信任变迁趋势的描述及其理论解释。

关键词 普遍信任, 年龄-时期-世代效应, 社会变迁

1　引言

信任与人类社会的发展密切相关，并伴随着人类发展过程的始终。从 20 世纪初的中国革命到新中国成立再到目前以中国式现代化推进全面建设小康社会的过程中，我国政治、经济、社会、文化、技术等各个领域都发生了深刻的变革，这些变化同时也带来了中国人的微观价值观和社会心态巨大的嬗变，冲击了社会成员之间的信任环境，并因此导致了民众普遍信任的变迁。深入分析我国民众普遍信任变迁的历史与逻辑，对推进社会治理现代

收稿日期：2024-03-11

* 国家社会科学基金后期资助项目（21FSHB024）

通信作者：高学德, E-mail: gaoxd@lzu.edu.cn

化具有重要的现实意义，也有助于夯实中国式现代化的社会心态基础（陈满琪, 2023）。

目前学术界对我国普遍信任现状及其变迁特征的研究大多运用截面数据进行跨区域（敖丹 等，2013；赵文龙, 冯渊，2011）、跨城乡（胡康, 胡荣, 2008）等的差异比较，近年来也有少量研究对信任存量以及变迁趋势进行纵向分析（Hu, 2015; 杨明 等, 2011; Li & Guo, 2022）。现有研究虽然有助于理解我国普遍信任现状的基本样态，但仍存在以下不足和有待进一步拓展的空间：第一，已有为数不多的有关普遍信任变迁的纵向研究囿于数据来源的不充分或变量测量方式的不统一导致不同研究之间的差异性结果甚至是矛盾结果，因此很难对我国普遍信任及其变迁的全貌有整体性的把握。第二，已有研究大多是直接将在西方较为稳定的社会结构和背景中得到的有关信任的理论用于解释当代中国社会的普遍信任变迁特征，忽视了当代中国普遍信任这一社会事实生成的结构性现实背景。第三，已有为数不多的研究仅仅是对我国民众普遍信任的变迁进行描述性考察，缺乏对变迁机制或影响因素的深入探讨。

基于此，本研究通过使用 HAPC（Hierarchical Age-Period-Cohort）模型以及 CGSS2003~CGSS2021 近 20 年的大规模代表性样本数据（N=95283）来解决上述局限性，HAPC 模型能克服传统趋势研究中年龄效应（不同年龄组间的差异）—时期效应（同时影响所有年龄组的随时间推移而产生的差异）—世代效应（出生于不同时代的群体间的差异）混合的问题，并为相关效应提供精确估计和趋势描绘。本研究的核心在于考察我国民众普遍信任的变迁趋势及其背后可能的影响因素，我们从发生学和历时性的视角管窥中国民众普遍信任的具体变迁特征，特别是将普遍信任的变迁模式及其特征嵌入到近百年来中国社会发展的不同阶段加以考察。

1.1 普遍信任的概念界定

对普遍信任的理解往往是在信任的概念框架中进行的，而信任通常被定义为个体对他人的善良所抱有的信念或期待（Erikson, 1950），这里的他人既可以是个体所在群体内的成员或面对面互动的对象（Mayer et al., 1995；Uslaner, 2002），也可以是“那些我们不了解和与我们不一样的人”或在广泛的社会背景下“没有任何具体信息的人”（沃伦, 2004；Rotter, 1967），以前者为对象的信任可以称之为特殊信任，而以后者为对象的信任则被称为普遍信任。Robinson 和 Jackson（2001）将普遍信任定义为人们对普遍他人可信度的估计，与普遍信任类似的概念还有社会信任、陌生人信任等不同的表述，它们之间的区别主要体现在信任对象所包含的范围上，相对而言，社会信任更多指的是对社会上绝大多数人的信任，陌生人信任则指向对陌生人的信任，而普遍信任的对象则较为多元，包括除特殊信任对象之

外的其他所有人。但在具体的研究中，很多学者对这些概念并没有进行严格的区分，如Dincer 和 Uslaner（2010）直接将普遍信任定义为“对陌生人的信任”。

1.2　中国民众普遍信任的变迁及其理论解释

1.2.1　中国民众普遍信任的总体变迁趋势及其理论解释

对普遍信任变迁趋势的研究最早要追溯到普特南的开拓性研究，他指出，在过去的四分之一世纪或更长时间里，美国社会的信任状况大幅下降（Putnam，1995a），这一研究启发了大量有关美国社会普遍信任变迁特征的讨论，很多研究发现了普遍信任随时间推移而逐步下降的趋势（Paxton，1999；Brehm & Rahn，1997； Trzesniewski & Donnellan，2010；Twenge et al.，2014）。就中国社会普遍信任的变迁状况而言，大多数研究得出了“总体上处于下降趋势”的结论（李路路，王鹏，2018；辛自强，2019；Xin & Xin，2017；翟学伟，2008；俞国良，王浩，2016）。由此，我们的一个基本判断是，中国民众的普遍信任可能随着时间变化呈现下降趋势（假设 1），这一总体性假设的得出主要是基于已有关于普遍信任变迁的理论解释以及相应的文献依据：首先，信任的文化主义理论认为，信任是建立在传统、宗教、历史习俗等文化机制上的源于群体共享的一套价值系统，跨文化比较的相关研究发现，生活于儒家文化圈（如东亚）中的个体相比于西方社会的公民体现出了较低水平的普遍信任 (Delhey et a1.，2011；Inglehart & Wayne，2000)，近些年来的一些实证研究也发现儒家文化对普遍信任的负向影响（胡安宁，周怡，2013）。其次，信任的公平解释模型认为，普遍信任与公平密切相关，大量研究发现了收入不平等与社会信任之间高度的负相关（Bjørnskov，2007；Alesina & Ferrara, 2002；Morselli & Glaeser，2018；Twenge et al., 2014）。改革开放以来，伴随着中国经济快速发展和人民生活质量的大幅提高，收入不平等也日益加剧(Xie & Zhou, 2014)，这导致人们的社会信任水平显著下降(申广军，张川川，2016；丁从明，张亮，王聪，2020；Lin et al., 2023)。

尽管关于普遍信任变化的大部分讨论都集中在对下降趋势的关注上，但也有一些研究发现了普遍信任随时间的推移而增加的证据（Smith, 1997; Yuan et al, 2022）。有关中国社会普遍信任变迁趋势的部分研究发现，受访者的普遍信任呈现出随时间增加的特点（韩彦超，2021a；余泓波，2017）。由此，我们形成的另一个判断是，中国民众的普遍信任可能随着时间变化呈现上升趋势（假设 2），这一总体性变迁趋势的假设得到了以下信任理论及其相关文献的充分解释：首先，对普遍信任及其变迁机制的解释需要考虑信任发生的社会背景和社会环境（Barber, 1983），就中国社会而言，城市化和市场化带来了人口的频繁流动，这在一定程度上提升了居民的普遍信任水平（韩彦超，2021b；Romano et al.，2021；

Thomson et al.，2018）。同时，伴随着全球范围内的现代化变迁, 民众的个人主义日益流行（蔡华俭 等，2020；Hamamura & Xu，2015)，而个人主义水平较高的社会具有更高水平的普遍信任（Jing et al., 2021）。其次，信任的制度主义解释视角指出，特定的制度环境及其效能对普遍信任有重要的影响（Freitag & Traunmueller，2009；Rothstein & Dietlind, 2003）。对于当下的中国社会而言，通过制度约束提升普遍信任是包括学者和政府管理人员在内的共识（赵昶，董翀，2019；钟兴菊，苏沛涛，2022；杨慧，黄钰婷，2022）。再次，社会资本理论认为，积极参与社会组织和志愿活动有助于产生跨越群体界限的合作经验并进而提升对他人的信任（Putnam, 2001)，苑明亮等人（2024）的研究发现，中国社会陌生人之间的合作行为水平随时间而上升，而陌生人之间的合作行为与普遍信任往往有密切关系（Balliet & Van Lange，2013；Pletzer et al，2018）。最后，信任的进化解放理论认为，由于人类赋权的解放冲动，信任会推广到外部群体（Welzel，2014)，在这一赋能过程中，教育水平及其技能的获得是普遍信任产生的重要推动力，越来越多的研究发现，中国背景下教育水平的提升能够显著赋能社会信任（Huang et al.，2011；黄健，邓燕华，2012；蔡蔚萍，2017）。

1.2.2　社会转型与中国民众普遍信任变迁的阶段性特点

信任与其所处的社会环境有密切联系，它“嵌入”并深刻地受制于特定行动者存在的社会背景(Luhmann, 1979)，特别是某些结构性的社会变动，必然会带来信任的变迁(Barber, 1983)。运用整体的、脉络化的思路将普遍信任变迁特征的分析嵌入到其生成的社会发展历史背景中才有可能得到我国民众普遍信任在年龄、时期和世代效应中的全貌。本文认为，我国社会普遍信任的发生大致包含在以下三个大的历史阶段内，伴随着不同的社会发展阶段，普遍信任表现出了不同的特点。

第一阶段是新中国成立前的中国传统社会，这一阶段的信任模式是以传统和习俗为来源建构起来的关系信任，它是基于血缘和地缘建立起来的以家本位为特征的信任模式，在传统社会中，人们生活在一个较少流动甚至不流动的同质性社区里，交往对象主要是熟人，人际关系具有时间上的长程性和空间上的低选择性(翟学伟, 2023)，在这样的交往环境下，信任违背所产生的风险水平是极低的。在这一过程中，特殊信任占主导地位，普遍信任发生的空间较小。因此，我们预测，这一阶段出生的世代的普遍信任水平整体较低。

第二阶段是新中国成立后到改革开放初期，这一阶段的信任模式是伴随着计划经济的盛行而出现的以庇护和分配为核心建构起来的单位信任。作为新中国成立以来中国社会的基本社会构架，单位制被认为是新中国社会整合与管理的典型制度，它培育了单位体成员

共享的道德观念和价值体系(吕方，梅琳, 2016)，这对于中国社会普遍信任的建立具有特殊重要的意义。这一阶段又可以分为三个比较重要的时期，一是 50 年代初期，共产主义革命导致了个人交换关系的衰落，以同志关系为名的普遍主义伦理逐渐取代了中国传统社会以亲缘关系为基础的特殊主义伦理(Vogel, 1965)；二是 20 世纪 60 年代中后期至 70 年代末，“文化大革命”的影响掩盖了传统社会关系的重要性，朋友、亲戚和同事之间的个人关系转变为政治关系(Li & Guo, 2022)；三是改革开放初期（20 世纪 80 年代），市场经济的萌芽、高等教育系统的重建、改革开放的推进为公民个人与不同社会背景的人互动创造了更多的机会，而单位制的社会整合功能还未完全消退。基于以上分析，我们预测，这一阶段出生的世代普遍信任整体上表现出较高的水平。

第三阶段是改革开放后特别是 20 世纪 90 年代以后，这一阶段的信任模式是伴随着市场化的发展，基于契约和理性而发展起来的制度信任。改革开放的深入推进和社会主义市场经济体制的确立使得城市化进程加快，人口流动也愈加频繁，人们进入了一种完全不同于传统的涂尔干意义上的“有机团结”的现代性话语体系中，原有的熟人社会和单位社会向生人社会转变，社会互动的匿名性、短暂性与互动范围也不断扩大，交往的风险和不确定性日益增加，人与人之间的信任更需要契约和制度来约束。但在这个阶段，市场和制度层面的弱信任机制还远未建立起来(翟学伟, 2013)，而与此同时，传统乡土社会熟人关系网络对个人行为的约束作用日渐减弱，昔日由单位组织承载的社会公共性也不可避免地发生严重的萎缩(田毅鹏，吕方，2009)，这些因素导致普遍信任的时空环境具有很大的不确定性。基于以上判断，我们预测，与第二阶段相比，本阶段出生世代的普遍信任水平有下降的趋势。

对上述三个阶段的信任特征进行系统性整理和总结后，我们得到了如下表格，表 1 更清晰地展示了不同社会发展阶段的信任模式和特点，以及我们对每个阶段出生世代普遍信任水平的预测。

表 1 不同社会发展阶段的信任模式及特点

	建国前（传统社会）	建国后到改革开放初期	改革开放后
信任模式	关系信任	单位信任	制度信任
信任来源	传统和习俗	庇护和分配	契约和制度
信任支点	家本位	国本位	社会本位
信任环境	时空稳固	时空确定	时空不确定
关系性质	熟人关系	同志关系	生人关系
心理基础	情感	认同	认知

风险水平	低	低	高
人口流动性	低	低	高
普遍信任	较低	较高	较低

1.3 普遍信任的年龄、时期和世代效应

普遍信任的年龄效应反映了由生理年龄主导的身体机能的改变以及社会角色和地位等的变化对“普遍他人”信任水平的影响。从现有文献来看，大多数研究发现了年龄与普遍信任间大致呈正向关系的结论(Hu, 2015; 杨明 等, 2011)，这一现象在其他国家公民的样本中也得到了证实(Li & Fung, 2013; Robinson & Jackson, 2001; Clark & Eisenstein, 2013)。然而，年龄与普遍信任的关系真的是如此简单的线性关系吗？已有大多数研究只是在模糊意义上得出了老年人更信任他人、年轻人更不信任他人的概括化结论，而对于特定年龄群体（如中年人）的普遍信任特点关注不够，当考虑到个体生命周期的不同年龄段时，其普遍信任可能呈现出较为复杂的特点，如林卡等人(2010)有关中国民众的研究发现，青年组对于普遍信任题项的积极回答显著高于老年组的比例，但中年组则呈现得更加复杂，有关美国公民普遍信任的调查结果也发现了非线性的老龄化效应(Robinson & Jackson, 2001; Twenge et al., 2014)。我们预测，年龄与普遍信任并非简单的线性关系，民众的普遍信任变迁趋势可能随不同年龄段表现出或降或升的不同特点。

普遍信任的时期效应反映了特定时期的社会经济环境、文化氛围和历史事件等外生性背景变化对该时期所有个体信任“普遍他人”的影响。有关时期效应的研究集中在美国公民样本上，且大量研究发现了普遍信任随时间推移日趋下降的趋势(Putnam, 1995b; Paxton, 1999; Twenge et al., 2014)。与美国社会普遍信任随时期呈下降的趋势相比，有关中国社会普遍信任的变迁趋势呈现出了较为复杂的特点，“上升”与“下降”趋势都有相应的实证研究证据及其理论支撑，对此我们在 1.2.1 一节中已有详尽的讨论。有鉴于此，本研究将使用较长时期、同类型、大规模、代表性的样本数据对普遍信任的时期效应进行再次检验，提供更为稳健的实证结论。

普遍信任的世代效应假设是，出生在不同历史阶段的个体由于经历了不同童年教育和社会变革因而会形成差异性的“集体记忆”或“习惯”(Hu, 2015)，这会对他们的信任感知产生影响。有关中国民众普遍信任世代效应的研究才刚刚起步，从目前能够搜集到的文献来看，运用纵向数据进行针对性研究的文章仅有两篇(杨明 等，2011; Hu，2015)，且表现出了较大的结果差异性。杨明等人(2011)的研究发现，社会信任水平伴随着出生同期群的推移逐渐

递减，而 Hu(2015)的研究则发现，中国民众普遍信任的世代效应大致呈 U 形的模式。进一步比较可以发现，两个研究结论的不同主要体现在出生于建国后到改革开放前世代和出生于改革开放后世代的信任差异上，杨明等人的研究发现了后者比前者信任更低的结论，而 Hu 的研究则发现了相反的结论，即经历毛泽东时代的人比成长于改革时代的人更加不信任他人。上述实证结果可能受到样本数据质量的影响而需谨慎看待其结论：杨明等人的研究混合使用了多类调查数据进行分析，而 Hu 则使用的是世界价值观调查的同质化数据，各自都仅仅只有 4 轮调查数据，数据范围相对较小。既有研究在结论上的差异有待本研究采用多期同质化数据进一步验证。同时，Hu 关于研究结果的原因解释也有待进一步商榷。Hu 将“经历了毛泽东时代的人的普遍信任更低的原因”归结为 20 世纪 50 年代至 70 年代中国大陆经历的一系列社会历史事件（如再分配经济体系以及文化大革命等），正如我们在 1.2.2 一节所分析的，这可能忽视了当时背景下共产主义“同志关系”和单位制对普遍信任的强化作用。

2 数据、变量与模型

2.1 数据来源

本研究采用数据来源为“中国社会综合调查(CGSS)”数据库，CGSS 是我国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目，截止 2021 年，CGSS 已针对全国 31 个省、直辖市、自治区开展了共计 12 期社会调查，获取了丰富的样本数据。CGSS 调查范围广泛、时间跨度大、各期调查内容前后衔接，具有良好的代表性、跨度性、连续性，能够较好地满足 APC 分析所需条件。由于 2006 年、2008 年、2011 年 3 期调查中未包含普遍信任相关测量题项，因此这些数据被排除在研究数据库之外。最终，研究选取了 2003 年、2005 年、2010 年、2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年、2021 年共 9 期数据进行分析，数据前后时间跨度共 19 年。对 9 期数据进行合并，得到总量为 95737 条的原始样本数据库，剔除部分变量数据缺失的样本后，共得到 95283 个有效样本。

2.2 变量测量

2.2.1 结果变量

本研究的结果变量为个体的普遍信任水平。本研究从 2010 年至 2021 年 CGSS 问卷中选择的题项文本为：“总的来说，您同不同意在这个社会上，绝大多数人都是可以信任的？”而 2003 年、2005 年中选择了近似的替代题项进行测量*，测量题项分别为：“对陌生人的信

* 由于 2003 年和 2005 年 CGSS 调查中不包含多数人信任题项，因此本文采用了替代题项来补充数据。根据

任程度”和“在不直接涉及金钱利益的一般社会交往/接触中, 您觉得陌生人可以信任的人多不多呢？”考虑到两种表述方式的差异，本研究将在研究结果解释时对三种文本措辞的差别影响予以考虑。全部题项的回答选项均为 5 级李克特量表，从“1-非常不同意”到“5-非常同意”。

2.2.2 解释变量

本研究中，主要解释变量包含年龄(age)、时期(period)、世代(cohort)三类变量，以分别从年龄效应、时期效应、世代效应三个方面解释我国民众普遍信任的演变趋势。根据 Yang 与 Land (2013)的建议，本研究将年龄变量作为固定效应变量，并纳入年龄的二次函数形式进行估计。时期变量包含 2003、2005、2010、2012、2013、2015、2017、2018、2021 共 9 个不等距值，对应相应的调查时期。世代变量以 5 年为一组，有 1925~2005 共 17 个世代组。

除此之外，本研究在个体层面还特别考虑了三个控制变量：户籍、受教育程度和亲属关系，以进一步探讨不同群体间普遍信任变迁的差异性。在我国，城乡二元结构明显，城市和农村社会环境具有较大差异，因此户籍变量反映了我国制度因素对普遍信任的影响；高等教育被普特南视为影响个体信任形成的最重要因素，教育资源能够通过社会活动转化为经济资源和社会地位，对普遍信任的形成构成重要的社会支持；亲属关系则某种程度上反应了我国传统儒家文化中以“差序格局”为核心的社会关系，强烈的亲疏观念会使个体更偏向于信任血缘、地缘等先赋或准先赋的社会关系，排斥普遍信任。考虑到以上变量的重要地位，既往研究通常将户籍等因素作为一般控制变量纳入 APC 模型，将其与结果变量间的关系视作一种静态的、不随时间改变的相关关系。这样的处理忽略了不同群体的普遍信任在年龄-时期-世代效应上可能存在的差异化趋势。因此，研究不仅将上述变量作为控制变量，还构建了上述变量与年龄、时期、世代间的交互项，将其嵌入年龄-时期-世代的变化过程，进一步观察这些因素在不同时间上对普遍信任产生的动态影响，从制度、社会和文化层面上考察不同群体在普遍信任年龄-时期-世代效应上的独有特征。性别、民族、政治面貌、婚姻状况等 4 个变量作为常规控制变量纳入模型。

最后，为考察普遍信任变迁的影响因素，本文还在宏观层面纳入了若干解释变量。宏观变量以社会为测量对象，度量了不同时期（或不同世代）内某一方面的整体社会环境，反映了该时段内影响普遍信任变迁的宏观因素。具体来说，在时期层面上，本文纳入了市

以往的研究，使用陌生人信任作为替代指标对研究结果没有本质上的影响。为了验证这一点，本文分别使用全样本数据和未包括 2003 年、2005 年的样本数据进行了基础模型的比较分析，分析结果基本一致。这表明，本文采用替代题项所获得的分析结果是稳健的。

场化系数、人口流动率、社会组织数量、政府信任指数、基尼系数、时期亲属关系、时期平均受教育年限共 7 个宏观变量；在世代层面纳入了世代平均受教育年限、世代亲属关系、世代出生人口规模共 3 个宏观变量。通过观察宏观变量是否部分解释了时期、世代方差，研究可以一定程度上验证普遍信任的变迁是否符合本文所提出的理论假设。以上变量的数据来源与处理方法请参见附录。

表 2　基本变量的描述统计

变量	编码	频数/频率		变量	编码	频数（频率）	
调查年份	2003	5866	(6.15%)	世代平均受教育年限	均值(标准差)	9.7718	(1.5997)
	2005	10262	(10.76%)	世代出生人口规模	均值(标准差)	10.1712	(2.5055)
	2010	11759	(12.33%)	世代亲属关系	均值(标准差)	2.4157	(0.0905)
	2012	11758	(12.33%)	性别	男	45752	(48.00%)
	2013	11423	(11.98%)		女	49596	(52.00%)
	2015	10927	(11.46%)	民族	汉族	87985	(92.30%)
	2017	12533	(13.14%)		少数民族	7363	(7.70%)
	2018	12741	(13.36%)	政治面貌	党员	11095	(11.60%)
	2021	8079	(8.47%)		非党员	84253	(88.40%)
年龄	均值(标准差)	48.92	(16.440)	婚姻状况	已婚	74682	(78.30%)
市场化系数	均值(标准差)	7.3697	(0.7987)		未婚及其他	20666	(21.70%)
人口流动率	均值(标准差)	19.00%	(4.9867)	户籍	城市户口	47144	(49.40%)
社会组织数量	均值(标准差)	5.7480	(0.1564)		农村户口	48204	(50.60%)
政府信任指数	均值(标准差)	77.31	(7.5404)	教育程度	高等教育	16170	(17.00%)
基尼系数	均值(标准差)	0.4724	(0.0070)		非高等教育	79113	(83.00%)
时期平均受教育年限	均值(标准差)	9.8508	(0.6382)	亲属关系	高亲属关系	34514	(36.20%)
时期亲属关系	均值(标准差)	2.4169	(0.5303)		低亲属关系	60803	(63.80%)

2.3 分析模型

本研究的核心在于考察我国民众普遍信任的变迁趋势及其影响因素，这种变迁不仅包括历史变迁（时期效应和世代效应），也包括随年龄而产生的个体和群体水平的变迁（年龄效应），它们共同构成了年龄-时期-世代效应的分析维度。然而，由于年龄、时期、世代的变化共同作用于个体和群体的普遍信任变迁过程，三个变量间存在完全共线性(年龄=时期-世代)，因此传统的统计方法无法分离出三者对结果变量的独立影响。例如，当样本年龄为 60 岁、出生于 1960 世代的群体拥有较高的普遍信任水平时，传统的统计方法很难判断较高的普遍信任水平究竟来源于年龄影响还是世代影响。在这样的背景下，年龄-时期-世代模型(Age-Period-Cohort model, 下称 APC 模型)应运而生，并衍生出多种求解策略，为分离年龄-时期-世代效应提供了方法基础。现有的方法包括：CGLM 方法(Constrained

Generalized Linear Regression)、代理变量法、IE 方法(Intrinsic Estimator)、HAPC-CREM 模型(Hierarchical APC Crossed-Classified Random-Effect Model)、APC-I 模型(Age-Period-Cohort Interaction Model)等 5 种(许琪 等, 2022)。相较于传统的 CGLM 方法、代理变量法，HAPC-CREM 模型的显著优势在于其不需要理论假设作为限制条件以求解模型，只通过将年龄与时期、世代分置于两个层次，分别估计年龄的固定效应和时期、世代对于结果变量的随机效应，就能较好地解决三者共线性的问题，得到年龄、时期、世代三者对结果变量的独立效应。同时，HPAC 模型适用于不等间距数据，对本研究的理论内容和数据类型有较好的适应性，在学界的使用也更为广泛。因此，经过综合考虑，本研究选用 HAPC 模型作为 APC 分析方法，并使用 IE 和 CGLM 方法进行稳健性检验。

具体来说，本研究所用模型的函数形式可以表示为：

固定效应模型：

$$TRUST_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE^2 + \sum_{n=3}^{6} \beta_n X_n + \beta_7 X_p * AGE + \beta_8 X_p * AGE^2 + \beta_{9jk} X_p + e_{ijk}$$

$$e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

随机效应模型：

主效应 $\beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k} + u_{mj} + v_{nk}$，$u_{0j} \sim N(0, \tau_{0u})$，$v_{0k} \sim N(0, \tau_{0v})$ (2)

差异效应 $\beta_{9jk} = \gamma_9 + u_{9j} + v_{9k}$ $u_{9j} \sim N(0, \tau_{9u})$，$v_{9k} \sim N(0, \tau_{9v})$ (3)

如上所示，HAPC 模型由两部分组成：方程(1)是个体层次的结果变量对解释变量的线性回归，其中 $TRUST_{ijk}$ 代表个体的普遍信任水平，即本模型的结果变量。β_{0jk} 表示个体在第 j 个时期和第 k 个世代上的普遍信任的平均水平。方程(2)使用回归系数 β_{0jk} 作为结果，进一步估计时期和世代的随机效应。其中 γ_0 是方程的总截距，u_{0j} 代表普遍信任的时期趋势，v_{0k} 则代表普遍信任的世代趋势。β_1、β_2 分别表示年龄以及年龄平方项的固定效应，即普遍信任的年龄效应。以上即普遍信任在没有控制其他干扰因素情况下的年龄、时期和世代的变迁趋势。变量 X_n 作为控制变量进入模型。e_{ijk} 代表个体层次的残差，假定其服从均值为 0、方差为 σ^2 的正态分布。进一步地，通过引入宏观变量可以解释时期效应和世代效应的来源。u_{mj} 和 v_{nk} 分别表示时期上的宏观变量(如人口流动率)和世代上的宏观变量(如世代出生人口规模)对普遍信任的影响。

最后，如果允许年龄、时期、世代趋势中存在群体性差异，群体变量 X_p 进入模型，方程(1)中 β_7 与 β_8 即代表群体变量 X_p 与年龄的交互效应，这代表年龄效应的群体性差异。β_{9jk} 代表控制变量 X_p 对于结果变量的其他效应。此时，变量 X_p 的固定效应在方程(3)中表示为 γ_9，时期效应的群体性差异表示为 u_{9j}，世代效应的群体性差异表示为 v_{9k}。通过将年龄效应

和时期效应、世代效应分层估计，HAPC 模型有效地解决年龄、时期、世代三者间的共线关系，在得到主效应的基础上，还可以获得不同群体在年龄、时期、世代中的差异趋势。

本研究首先构建了一个基础的 HPAC 模型，以期获得个体普遍信任水平在年龄、时期、世代三个维度上的主要变迁趋势。随后，加入全部宏观变量构建模型 1，观察宏观变量对时期-世代效应的综合影响，初步检验本研究所提出的理论假设。最后，以户籍类型、受教育程度、亲属关系 3 个变量为标准区分样本群体，分别构建模型 2、模型 3、模型 4，以探究不同群体间普遍信任水平的差异性。

3 实证分析结果

本研究 HAPC 模型分析所使用的软件为 SAS Studio，对样本数据进行分析得到如下结果：

表 3 年龄-时期-世代多层次随机效应模型分析结果

解释变量	基础模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
截距	3.0442***	-15.9680	3.0102***	2.9983***	3.0816***
年龄	0.0041***	0.0000	0.0022***	0.0056***	0.0063***
年龄平方	0.0002***	0.0002***	0.0002***	0.0002***	0.0001*
性别	0.0236***	0.0237***	0.0193**	0.0245***	0.0240***
政治面貌	0.1209***	0.1209***	0.1516***	0.0979***	0.1212***
民族	-0.0400**	-0.0397**	-0.0287*	-0.0455***	-0.0402***
婚姻状况	0.0390***	0.0394***	0.0463***	0.0561***	0.0379***
时期协变量					
时期亲属关系		-1.3748***			
市场化系数		-0.4419*			
社会组织数量		6.8659⁺			
人口流动率		0.01730			
时期平均受教育年限		-1.4894			
基尼系数		2.6006			
政府信任指数		0.0054			
世代协变量					
世代平均受教育年限		-0.0722***			
世代亲属关系		-0.2223**			
出生人口规模		0.0155**			
户籍类型			0.0918**		
教育程度				0.0489	
亲属关系					-0.0588
年龄交互项					
年龄*户籍			0.0048***		
年龄平方*户籍			-0.0001**		
年龄*教育				-0.0051***	
年龄平方*教育				0.0000	

年龄*亲属					-0.0034**
年龄平方*亲属					0.0003***
时期方差					
截距	0.4214*	0.0039	0.4176*	0.0042*	0.4992*
户籍类型			0.0033*		
教育程度				0.0047*	
亲属关系					0.0072*
世代方差					
截距	0.0070*	0.0016*	0.0027+	0.0118*	0.0023*
户籍类型			0.0021*		
教育程度				0.0017	
亲属关系					0.0117*
BIC	267929.3	267893.3	267564.3	267709.5	267809.7

注：***表示 $p < 0.001$, **表示 $p < 0.01$, *表示 $p < 0.05$, +表示 $p < 0.1$。

3.1 年龄效应

3.1.1 年龄主效应

由表 3 可知，年龄变量的一次项、二次项系数均显著。基于 β_1、β_2 回归系数，将年龄变量代入模型，可以将年龄主效应表示为图 1。

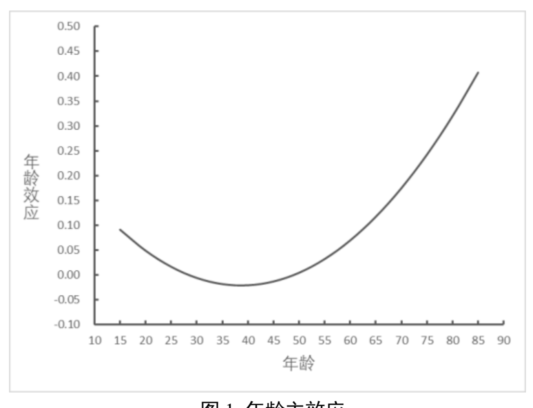


图 1 年龄主效应

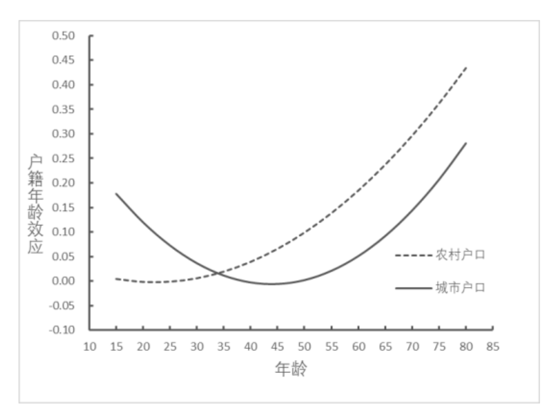


图 2 年龄效应的户籍差异

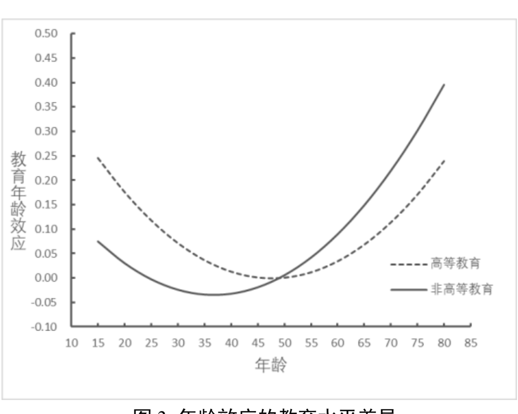


图 3 年龄效应的教育水平差异

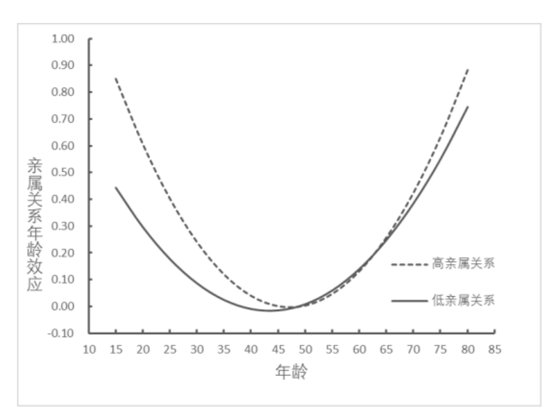


图 4 年龄效应的亲属关系差异

注：图 1 纵坐标轴“年龄效应”表示不同年龄对普遍信任水平的固定效应回归系数（β_1与 β_2之和）。图 2~4 进一步分别纳入了户籍、教育水平、亲属关系等控制变量对普遍信任水平的固定效应（γ_9）及它们与年龄交互项的回归系数（β_7与 β_8之和）。

图 1 表明，年龄对于个体普遍信任水平的影响总体呈现“U”型曲线趋势。个体青年时(15~30 岁)的普遍信任水平下降较快，并且年龄效应在 30 岁由正转负；进入中年(30~50 岁)后，个体普遍信任水平的下降速度减缓，并在 40 岁左右达到最低点，随后缓慢回升。而随着个体逐渐步入晚年(50 岁后)，年龄效应由负转正，普遍信任水平开始加速上升。

这一结果与已有中国背景中年龄与普遍信任线性关系的结论有所不同(Hu, 2015; 杨明等, 2011)，对这一结果的解释或许仍需要回到个体的生命历程中寻找答案，在生命历程的早期，15 岁~25 岁间，个体由与世无争的少年人走向懵懵懂懂的青年人，人际交往观念在生命成长的过程中迅速得到洗礼。随着个体不断成熟，其人格独立性迅速增强，对于其他个体的不信任感也随之加重，因此普遍信任水平快速下降。可以说，青年时期是个体人际观念形成的关键时期，生活经历对个体的普遍信任水平产生了相较于其他时期更大的影响。30 岁前后，大部分个体结束了教育历程走上工作岗位，并开始组建自己的家庭。职业关系和家庭关系带来了崭新的人际环境，因此也带来了相对明显的信任挑战。从个体的视角来看，外界在这一时期由资源供给方转为了资源竞争方，由此不再具有可以信任的属性。这是个体从被动接受资源到自己独立获取资源的立场转变，也是从家庭庇护走向社会竞争的生命历程。个体于孩童、少年时期形成的普遍信任在这一历程中受到挑战，并迅速被削弱，

年龄效应由正转负。在中年时期，个体处于职业发展、家庭完善的关键阶段。随着个体的生活阅历不断增多，其面临的人际利益冲突也不断加剧，对社会与他人的信任程度不断降低。而随着职业生涯和家庭结构的逐步稳定，这种“不信任感”也有所缓解。50 岁以后，个体的职业生涯步入后期，下一代也多已长大成人。个体的人际环境开始走向稳定，利益冲突相对减少，不再需要警惕人际间的欺骗和背叛，年龄对普遍信任的效应转正，并加速回升。在生命历程的晚期，个体偏向于较高的普遍信任水平。

3.1.2 年龄效应的群体差异

图 2~4 展示了年龄效应在不同群体之间的差异。总体来看，城市户籍受访者的普遍信任水平随年龄变化呈出更明显的 U 形趋势，而农村户籍受访者的普遍信任水平是随着年龄增长而逐渐累积的；高等教育带给人生命早期的普遍信任优势随着年龄的增长而逐渐减小，最后甚至逆转；高亲属关系人群的普遍信任水平在不同年龄段有较大的波动，而低亲属关系人群的普遍信任水平在整个年龄段波动则相对更稳定*。

3.2 时期效应

3.2.1 时期主效应

图 5 显示了 2003 年至 2021 年间不同时期对个体普遍信任水平产生的影响，时期效应总体上呈现为上升趋势，这说明随着时期的变化，个体对于他人的信任程度是逐步升高的。其中，有两个关键点值得注意：第一，2003 年到 2005 年间，个体的普遍信任水平经历了短暂的下降趋势，而在 2005 年到 2010 年间，个体普遍信任水平由降转升，显著增长。这一研究结果与既往研究是相对吻合的。第二，在经历了 2010 年~2015 年间短暂的稳定期后，2017 年时期效应趋势从相对稳定转入明显的上升趋势，2017 年到 2021 年间，时期效应逐年递增，显示出个体的普遍信任水平随时间推移而提高，假设 2 得到验证，假设 1 未得到验证。

---

* 需要说明的是，由于“教育程度”和“亲属关系”作为控制变量的系数受交互项影响并不显著，因此两维度下群体间的绝对差异未能纳入图表，只纳入了变量与年龄交互项、年龄平方交互项的系数。因此图 3~4 更多反映的是几类群体在年龄效应上的趋势差异，对于群体间普遍信任水平的绝对差异的解释需要更加谨慎。

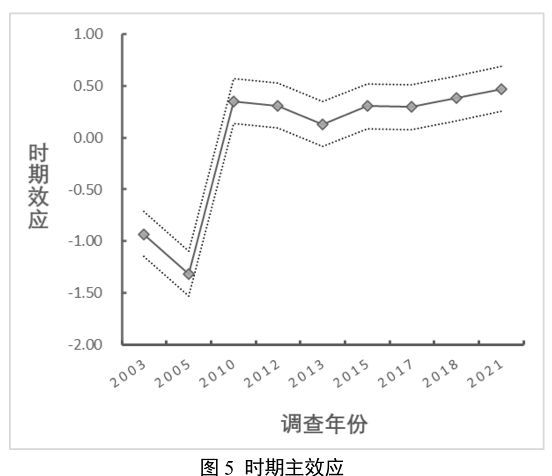


图 5 时期主效应

图 6 时期效应的户籍差异

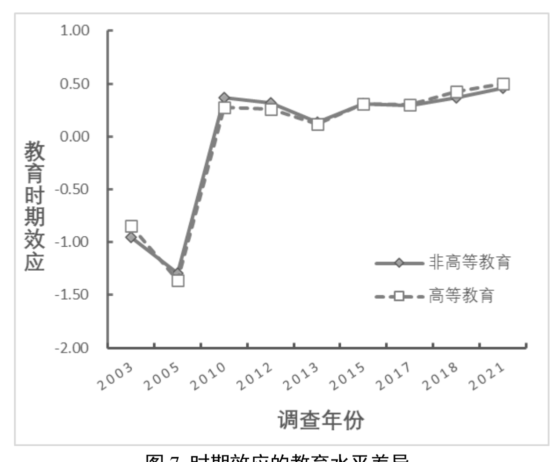


图 7 时期效应的教育水平差异

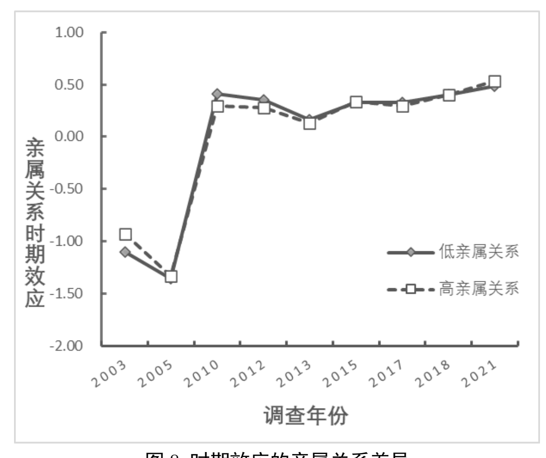


图 8 时期效应的亲属关系差异

注：图 5 纵坐标轴“时期效应”表示不同调查年份对普遍信任水平的随机效应系数（u_{0j}）。图 6~8 进一步分别纳入了户籍、教育水平、亲属关系等群体变量的固定效应（γ_9）及它们对普遍信任水平的时期随机效应系数（u_{9j}）。

3.2.2 时期效应的群体差异

图 6、图 7 和图 8 分别显示的是时期效应的户籍差异、教育水平差异和亲属关系差异。可以发现，农村户籍受访者普遍信任的时期效应总体上高于城市户籍受访者的时期效应，但二者之间的差距随着时间的推移渐趋减小。在教育维度和亲属关系维度下，两类群体间普遍信任的时期效应差异较小，但二者的趋势具有较高的重合性，这表明在不同社会群体间普遍信任水平的变化可能受到相似的时期性因素的影响。

3.3 世代效应

3.3.1 世代主效应

图 9 显示了普遍信任水平在 1925 世代至 2005 世代之间的变化情况，可以发现，普遍信任的世代效应具有更为显著的变化趋势，其总体成一个倒“U”型趋势：普遍信任水平自 1925 世代起逐步上升，于 1940 世代由负转正，随后 1945 世代至 1970 世代间进入相对稳定的平台时期，1975 世代后开始迅速下降，1990 世代落到建国后的最低值，此后缓慢回升。这一结果与本研究的预测基本一致，对这一结果的深入分析可以结合表 1 中所呈现的近百

年中国社会发展的不同阶段以及由此型塑而成的信任模式进行解释。

从具体的历史时期来看，在新中国建立以前的历史时期中，世代效应始终为负，并具有相对更高的变动速率。1925 年~1940 年的社会环境对相应世代的普遍信任产生了长期、负向的影响，时间越靠前，这种负向的影响就愈严重，而随着时间的推移，这种影响在新出生的世代身上逐渐削弱。值得注意的是，这种趋势显然没有因国内局势变动而产生大的转变。从社会相对稳定的十年内战时期(1927 年~1937 年)到社会相对混乱的全面抗战早期(1937年~1940年)，普遍信任水平都始终处于上升趋势之中。这说明可能存在一种超越政治变动、社会变迁的宏观文化变迁在推动普遍信任水平的不断上升。这一阶段因社会变迁的剧烈程度可能存在先后两种普遍信任模式，在社会变动较不剧烈的早期(如 1927~1937 年)，社会信任模式仍然是基于传统社会中的以关系信任为代表的特点，它是基于血缘和地缘建立起来的，在这样的信任模式中，特殊信任占主导地位，普遍信任发生的空间较小。但是在社会变动较剧烈的后期(如全面抗战以及解放战争期间)，传统的关系信任逐渐式微，人们不得不因为战争或生活所迫走出原有的熟人圈子并与陌生人建立新的联系，这可能是这一阶段新近世代的普遍信任逐渐上升的重要原因。

在新中国成立后到改革开放初期，世代间的普遍信任维持在相对稳定的高水平上，也即“毛泽东时代”出生的世代能够更信任他人。并且，1945 年到 1970 年出生的世代具有几乎相同的世代效应，这意味着这一时期是普遍信任相对稳定的大时代。这一结果与现有研究结论截然相反(Hu, 2015)。如何解释这一现象呢？正如本文在 1.2.2 节论述“社会变迁与普遍信任”时所指出的，建国后到改革开放初期的信任模式是伴随着计划经济的盛行而出现的以庇护和分配为核心建构起来的单位信任，在这一过程中，以同志关系为名的普遍主义伦理逐渐取代了中国传统社会以亲缘关系为基础的特殊主义伦理(Vogel, 1965)，朋友、亲戚和同事之间的个人关系转变为更具有普遍意义的政治关系(Li & Guo, 2022)，再加上单位制对单位内成员形成的“保护—束缚”机制(揭爱花, 2000)，这些都是该阶段普遍信任得以生成并处于高位的重要原因。

进入改革开放新时期，1975 世代到 1990 世代的普遍信任水平经历了断崖式的下跌，至 1985 世代，世代效应由正转负，之后，1990 世代成为了建国后普遍信任水平的最低谷。上述现象可能与这一阶段急剧的社会转型和社会变迁有关，改革开放、人口流动、市场竞争以及网络普及带来了全新的人际关系，传统的“乡土社会”受到冲击，而现代市场和制度层面的弱信任机制还远未建立起来(翟学伟, 2017)，这为人际交往带来了更多不确定性，并进而导致了普遍信任的式微。

值得注意的是，在 1990 年以后出生的世代普遍信任水平出现了缓慢的回升。在经历了制度变革的短期动荡后，伴随着经济的迅速腾飞，新的人际关系正在缓慢地成型，并逐渐塑造着个体对于他人的信任感知。结合时期效应和世代效应来看，普遍信任水平目前也处于上升趋势之中。尽管无法断言个体的普遍信任水平是否会逐渐回到最高水平，甚至迎来

“比历史上都更信任他人”的时代，但有一点是可以确信的，社会变迁就意味着“不确定性”增长，这种不确定性正是在历史上反复推动普遍信任水平变化的关键因素。

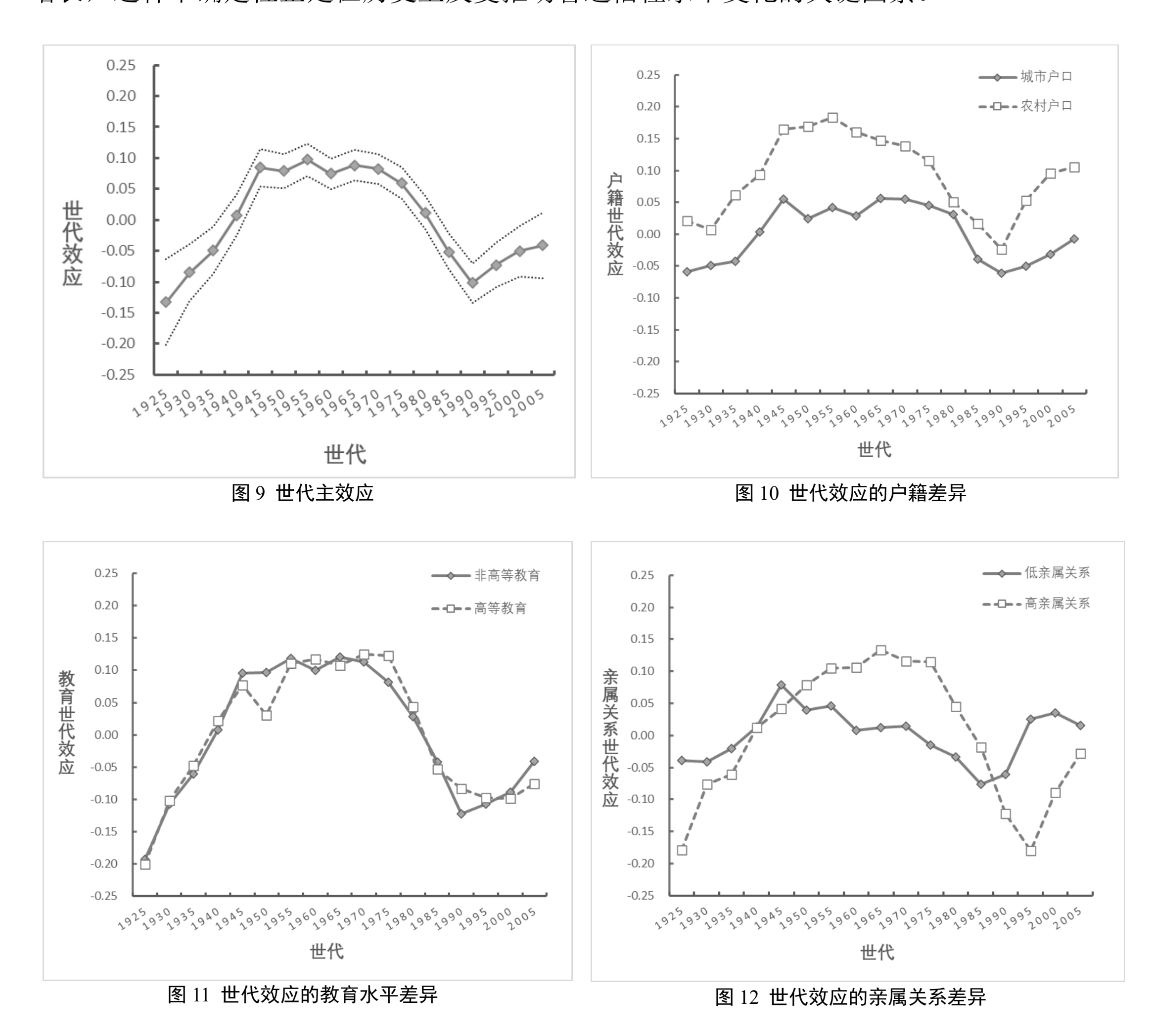


图 9 世代主效应　　图 10 世代效应的户籍差异

图 11 世代效应的教育水平差异　　图 12 世代效应的亲属关系差异

注：图 9 纵坐标轴“世代效应”表示不同世代对普遍信任水平的随机效应系数（v_{0k}）。图 10~12 进一步分别纳入了户籍、教育水平、亲属关系等群体变量的固定效应（γ_9）及它们对普遍信任水平的世代随机效应系数（v_{9k}）。

3.3.2 世代效应的群体性差异

研究发现，世代效应中，农村户籍与城市户籍受访者的普遍信任具有更明显的群体性差异(见图 10)。不同世代的农村户籍人群的普遍信任水平均高于城市户籍人群，但农村户籍对于时代变化具有更强的敏感性，在相对稳定的时代中出生的农村世代会更加信任他人，而在急剧变化的时代中出生的农村世代的普遍信任会与相邻世代差异较大，并与城市户籍相接近；亲属关系维度下，在社会急剧变化时出生的同世代中（如 1945 世代以前），低亲属关系人群会逐渐拥有相对较高的普遍信任水平，而在社会稳定时（如 1945 世代至 1980 世代）则有相反现象。由于教育维度下的世代方差并不显著，本节不再赘述。

3.4 普遍信任变迁的影响因素分析

模型 1 中纳入了宏观变量以期对时期效应和世代效应的影响因素进行解释。在构建模型 1 的过程中，本研究首先将单个宏观变量依次放入模型进行了分析，以获取单个宏观变

量对模型的独立影响。由于本步骤使用了 10 个模型以单独对应 10 个宏观变量，分析结果较多，其他部分结果基本一致，现仅将与分析目的有关的结果呈现如下：

表 4 单个宏观变量加入模型的主要分析结果

宏观变量	变量系数	模型方差	方差变化
时期协变量			
基础模型		0.4214	
市场化系数	0.5279**	0.1898	54.96%
人口流动率	0.0882***	0.1411	66.52%
社会组织数量	2.9720***	0.1476	64.97%
时期亲属关系	-1.0571***	0.0045	98.93%
时期平均受教育年限	0.7740***	0.0978	76.78%
政府信任指数	0.0622***	0.1537	63.53%
基尼系数	-60.1118**	0.2376	43.62%
世代协变量			
基础模型		0.0070	
世代平均受教育年限	-0.0722***	0.0020	72.12%
出生人口规模	0.0155**	0.0041	41.67%
世代亲属关系	-0.2223*	0.0070	0.21%

注：***表示 $p < 0.001$, **表示 $p < 0.01$, *表示 $p < 0.05$, +表示 $p < 0.1$。

“变量系数”表明了在不考虑其他宏观变量影响的情况下单个宏观变量对时期效应或世代效应的影响方向。如表 4 所示，时期效应中时期亲属关系、基尼系数对普遍信任呈现出显著的负向影响，这说明，在宏观社会背景下，亲属关系的强化和收入差距的扩大会对普遍信任产生阻碍作用。较强的亲属关系一定程度上反映了中国传统以“差序格局”为核心的人际关系，这种人际关系是以较强的特殊信任和较弱的普遍信任为特征的。收入差距则直接影响着人们对社会制度公平性的感知，同时也反映了社会中经济层级的差异程度。分配越不公平、财富差距越大的社会越容易形成对立和怀疑；而市场化系数、人口流动率、社会组织数量、时期平均受教育年限、政府信任指数等变量则对普遍信任呈现出正向影响。市场化系数等变量主要反映的是我国在社会与制度层面的发展，这说明社会的进步和制度的完善构成了时期效应中普遍信任逐渐增强的来源。在世代效应中，世代平均受教育年限和世代亲属关系对普遍信任的变化呈现出负向影响。这可能是因为：改革开放后，教育水平的快速提高和普遍信任的下降是同时段发生的，教育水平没有直接导致普遍信任的上升，并一定程度上代理了同世代的其他变化，最终呈现出负向的影响。

“模型方差”是单个宏观变量模型下所输出的时期或世代方差，“方差变化”表明了与基础模型相比，单个宏观变量解释了多少比例的方差，这相对衡量了宏观变量对趋势的解释效力。在时期效应中，时期亲属关系可以解释基础模型中绝大部分时期方差（△=98.93%），是最重要的宏观变量；在世代效应中，解释效力由高到低分别是世代平均受教

育年限、出生人口规模、世代亲属关系。可以看到，亲属关系在世代效应中几乎没有影响，这说明在较长的历史中，亲属关系不构成普遍信任世代变化的影响因素。

将上述宏观变量全部纳入模型 1 后，研究发现了更多有趣的结论。首先，多宏观变量的加入进一步降低了模型的时期方差和世代方差，优于单个宏观变量模型中的方差表现；其次，人口流动率、时期平均受教育年限、基尼系数、政府信任指数等变量由显著转为不显著，而时期亲属关系、市场化系数、社会组织数量依旧显著或临界显著。这说明一部分宏观变量的解释力被具有更强解释力的共线变量所取代，亲属关系再一次被证明是最重要的时期效应影响因素；最后，在加入其他宏观变量后，市场化系数的影响方向由正转负。这说明，尽管在大趋势中市场化的发展是与普遍信任的升高同方向的，但结合其他社会、制度的影响因素来看，市场化系数的提高也许快于社会进步和制度完善，正是这种经济与社会发展的脱节导致了市场化系数对普遍信任的负向影响。世代效应中宏观变量的结果与单个变量模型基本一致，此处不再赘述。宏观变量的分析结果一定程度上反映了时期与世代变迁背后的影响因素，佐证了本文所提出的理论假设，但这些发现仍然是探索性的。

4　结论与讨论

伴随着中国改革开放和市场化、工业化、城市化进程的加快，建立在陌生人交往基础上的更具抽象性、广泛性的普遍信任日益得到学术界的关注。本研究基于 2003 年~2021 年的九轮中国综合社会调查数据，运用“年龄-时期-世代”模型评估了近 20 年来中国民众普遍信任的变迁趋势。本研究得出如下四个主要结论。第一，普遍信任随个体年龄的增长呈现出“U”型曲线趋势，这一结果与已有中国背景中年龄与普遍信任线性关系的结论有所不同，对这一结果的解释需要回到个体的生命历程中寻找答案。第二，时期效应总体上呈现为上升趋势。这一结果支持了“中国民众的普遍信任随时间变化呈现上升趋势”的假设 2，对主流观点形成了一定挑战。究其原因，“中国民众普遍信任呈现下降趋势”的假设 1 主要立足于文化主义理论，认为以儒家文化为核心、以差序格局为特征的中国式人际关系会增强特殊信任的水平，而对普遍信任水平有所削弱。理论所述因果关系本身并无不妥，从本文对于宏观变量的检验来看，亲属关系也确实与普遍信任呈负相关。但关键是，当下中国社会的现实状况已经与传统理论的分析背景产生了一定偏离。随着市场化进程的不断加快、普遍人际交往的增多，社会整体的“亲属关系”强度在 2003 年至 2021 年间不断削弱，传统的“内亲外疏”观念事实上正处于分解之中。正是差序格局的这种弱化为普遍信任的增强腾出了空间，最终得出了支持假设 2 的实证结果。这再次提醒研究者们，中国社会正处于高速发展之中，应该以动态的视角去追踪最新的现实情况，敏锐地捕捉时代变化中隐藏着的关键变量，与时俱进地完善理论解释。第三，普遍信任的世代效应呈倒“U”型趋势：

普遍信任水平自1925世代起逐步上升，于1940世代由负转正，随后1945世代至1970世代间进入相对稳定的平台时期，1975世代后开始迅速下降，1990世代落到建国后的最低值，此后缓慢回升。世代效应的分析结果基本支持了本文对三个阶段的理论预测，为理解中国民众普遍信任的变迁过程提供了更多实证证据。上述结果在一定程度上揭示了普遍信任随社会变迁的“不确定性”而呈现出一定的周期性变迁规律，而这种社会转型所导致的社会秩序的变动或许是普遍信任变迁的更深层次原因。第四，从宏观社会环境来看，影响普遍信任变迁的因素是多样的，亲属关系和收入差距会分别对普遍信任的变迁产生显著的负向影响，而市场化系数、人口流动率、社会组织数量、时期平均受教育年限和政府信任指数等变量则分别对普遍信任的变迁产生正向影响。文化、社会、制度等方面的因素实际上构成了一个影响普遍信任的有机系统，当文化过快变迁，而制度与社会的完善速度难以协同时，普遍信任亦会受到削弱。这启示研究者用系统论的思维去审视普遍信任变迁的影响因素，将对普遍信任变迁特征根源的分析嵌入到其生成的文化、社会、制度等背景中加以解释。

本研究同时考察了户籍、教育水平和亲属关系对普遍信任年龄效应、时期效应和世代效应的影响。首先，就户籍的影响而言，农村户籍经历比城市户籍对普遍信任的年龄效应有更大的影响；农村户籍比城市户籍对普遍信任的时期效应同样有更大的影响，但二者之间的差距随着时期的推移渐趋减小；农村户籍对于世代变化具有更强的敏感性，即在相对稳定的时代中出生的农村世代会更加信任他人。其次，就教育水平的影响而言，高等教育带给人生命早期的普遍信任优势会随着年龄的增长而逐渐减小；时期效应对于不同教育水平人群的差异影响正在逐渐消失；教育水平的世代效应未呈现出独立趋势。最后，就亲属关系的影响而言，高亲属关系人群的普遍信任水平在不同年龄段有较大的波动，而低亲属关系人群的普遍信任水平在整个年龄段则相对更稳定。不同亲属关系人群的时期效应在2013 年后逐渐趋于一致；在社会急剧变化时出生的同世代中，低亲属关系人群拥有较高的普遍信任，而在社会稳定时出生的同世代中则有相反现象。

本文运用较长时段的同质性数据克服了已有相关研究囿于数据来源的不充分或变量测量方式的不统一而导致的结论不准确的窠臼，对我国民众近 20 年来普遍信任及其变迁的全貌有了整体性的把握，特别是关于普遍信任世代效应和年龄效应的结论及其解释突破了已有研究过于简单化的倾向，因而在研究结论的科学性和结果解释的谨慎性方面有所推进。同时，本文运用整体的、脉络化的分析思路将普遍信任变迁特征的分析嵌入到其生成的社会转型和发展历史背景中，从“连续论”和“阶段论”两种视角审视我国民众普遍信任的

变迁特征，特别是将普遍信任的世代效应置于近百年来中国社会发展的不同阶段以及由此而生成的不同信任模式中加以解释，并运用实证数据从文化、制度、社会等不同的视角考察了我国民众普遍信任变迁的影响因素，这对于理解从传统社会向现代社会转型过程中出生的不同世代的中国民众普遍信任的历时性变迁特征具有重要意义，也从总体上丰富了学术界对我国民众普遍信任变迁趋势的理论解释视角。此外，作为理解社会变迁趋势的前沿分析方法，HAPC 模型克服了传统 APC 模型的参数识别问题，能够对年龄、时期和世代三个时间维度各自的纯净效应进行有效剥离，从而精确把握宏观社会因素对个体普遍信任产生的影响，而运用 IE 方法和 CGLM 方法进行的稳健性检验进一步强化了分析结果的科学性。

尽管如此，本研究仍然存在有待进一步拓展的地方，第一，本文试图从普遍信任发生的制度、社会和文化背景中探寻年龄效应、时期效应和世代效应的潜在影响因素，尽管我们得到了一些有价值的结论，但这些努力仍然是补充性和探索性的，未来需要针对普遍信任变迁的影响机制进行更为专门化的研究。第二，囿于本研究的核心目的和论文篇幅，未深入分析户籍、教育水平和亲属关系对 APC 效应影响的可能原因，后续可以有针对性地进行 APC 效应的群体差异的分析。第三，尽管本文使用 HAPC 模型分离了年龄、时期和世代各自的效应，但仍然未能完全解决年龄、时期和世代间共线性所导致的模型识别问题。同时，HAPC 模型中对世代进行分组的处理暗含着较强的理论假定：即同一世代的随机效应是相同的。这可能也会导致统计结果的细微偏差。因此，在模型结果的解释上应更加谨慎。

参考文献：

Alesina, A., & Ferrara, E. l. (2002). Who trusts others? *Journal of Public Economics*, (85), 207−234.

Ao, D., Zou, Y. C., & Gao, X. (2013). Analysis of within-regional and cross-regional variations in the generalized trust of urban residents: The resource factor theory. *Chinese Journal of Sociology*, *33*(6), 161−179.

[敖丹, 邹宇春, 高翔. (2013). 城镇居民普遍信任的区域间及区域内差异分析—基于“资源因素论”视角. *社会*, *33*(6), 161−179.]

Barber, B. (1983). *The logic and limit of trust.* New Jersey: Rutgers University Press.

Balliet, D., & Van Lange, P. A. M. (2013). Trust, conflict, and cooperation: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 139(5), 1090−1112.

Bjørnskov, C. (2007). Determinants of generalized trust: A cross-country comparison. *Public choice*, *130*(1), 1−21.

Brehm, J., & Rahn, W. (1997). Individual-level evidence for the causes and consequences of social capital. *American Journal of Political Science*, (41), 999−1023.

Cai, H. J., Huang, Z. H., Lin, L., Zhang M. Y., Wang X. O., Zhu, H. J., Jing, Y. M. (2020). The psychological change of the Chinese people over the past half century: A literature review. *Advances in Psychological Science*, *28*(10), 1599−1688.

[蔡华俭, 黄梓航, 林莉, 张明杨, 王潇欧, 朱慧珺, 敬一鸣. (2020). 半个多世纪来中国人的心理与行为变化——心理学视野下的研究. *心理科学进展*, *28*(10), 1599−1688.]

Cai, W. P. (2017). The impact of higher education on social trust and the evolution of its mechanism of action. *Hubei Social Sciences*, (2), 167−173.

[蔡蔚萍. (2017). 高等教育对社会信任的影响及其作用机制变迁. *湖北社会科学*, (2), 167−173.]

Chen, M. Q. (2023−09−12). *Consolidate the mentality foundation of Chinese modernized society*. Chinese Social Sciences Today.

[陈满琪.(2023−09−12).*夯实中国式现代化社会心态基础*.中国社会科学报.]

Clark, A. K. & Eisenstein, M. A. (2013). Interpersonal trust: An age–period–cohort analysis revisited. *Social Science Research*, *42* (2), 361−375.

Delhey, J., & Kenneth, N. & Christian, W. (2011). How general is trust in “most people”? solving the radius of trust problem. *American Sociological Review*, 76(5), 786−807.

Dincer, O. C. & Uslaner, E. M. (2010). Trust and growth, *Public Choice*, *142*, 59−67.

Ding, C. M., Zhang，L., & Wang, C. (2020). Income disparity and social trust under the background of transition. *Review of Economy and Management*, *36*(2), 15−25.

[丁从明, 张亮, 王聪. (2020). 转型背景下的收入差距与社会信任. *经济与管理评论*, *36*(2), 15−25.]

Dodgson, M. (1993). Learning, trust, and technological collaboration. *Human Relations 46*(1), 77−95.

Erikson, E. H. (1950). *Childhood and society*. New York: W. W. Norton & Company.

Freitag, M., & Traunmüller, R. (2009). Spheres of trust: An empirical analysis of the foundations of particularised and generalised trust. *European Journal of Political Research*, 48, 782−803.

Hamamura, T., & Xu, Y. (2015). Changes in Chinese culture as examined through changes in personal pronoun usage. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *46*(7), 930−941.

Han, Y. C. (2021a). The internet use, communication perimeter and generational difference in general trust. *Journal of Shenzhen University (Humanities & Social Sciences)*, *38*(06), 114−124.

[韩彦超. (2021a). 互联网使用、交往半径与一般信任的世代效应. *深圳大学学报(人文社会科学版)*, *38*(6), 114−124.]

Han, Y. C. (2021b). Population mobility and change of trust during the transition period (2005-2015). *Journal of Southeast University (Philosophy and Social Science)*, *23*(3), 108−116+148.

[韩彦超. (2021b). 转型期人口流动与信任变迁(2005—2015). *东南大学学报(哲学社会科学版)*, *23*(3), 108−116+148.]

Hu, A. (2015). A loosening tray of sand? Age, period, and cohort effects on generalized trust in Reform-Era China, 1990–2007. *Social Science Research*, 51, 233−246.

Hu, A. N., & Zhou, Y. (2013). Revisiting the negative effects of confucian culture on general trust: An examination based on the 2007 China resident survey data. *Sociological Studies*, (2), 1−23.

[胡安宁, 周怡. (2013). 再议儒家文化对一般信任的负效应——一项基于 2007 年中国居民调查数据的考察. *社会学研究*, (2), 1−23.]

Hu, K., & Hu, R. (2008). The compositional differences of social capital between rural and urban areas. *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences*, (6), 64−70.*)*.

[胡康, 胡荣. (2008). 城乡居民社会资本构成的差异. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, (6), 64−70.]

Huang, J.，Brink, H. M.，Groot, W. (2011). College education and social trust: an evidence 一 based study on the causal mechanisms. *Social Indicators Research*, (2), 287−310.

Huang, J., Deng, Y. H. (2012). Higher education and social trust: A study based on Chinese and british survey data. *Social Sciences in China*, (11), 98−111+205−206.

[黄健, 邓燕华. (2012). 高等教育与社会信任:基于中英调查数据的研究.*中国社会科学*, (11), 98−111+205−206.]

Inglehart, R., & Wayne, E. B. (2000). Modernization, cultural change, and the persistence of traditional values.

American Sociological Review, 65(1), 19−51.

Jing, Y, Cai, H., Bond, M. H., Li, Y., Stivers, A.W., & Tan, Q. (2021). Levels of interpersonal trust across different types of environment: The micro-macro interplay between relational distance and human ecology. *Journal of Experimental Psychology*: General, *150*(7), 1438−1457.

Jie, A. H. (2000). The unit: A type of special social life scope. *Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences*, (5), 73−80.

[揭爱花. (2000). 单位：一种特殊的社会生活空间. *浙江大学学报(社会科学版)*, (5), 73−80.]

Li, L. L., & Wang, P. (2018). Changing social attitudes in China in transition (2005-2015). *Social Sciences in China*, (3), 83−101.

[李路路, 王鹏. (2018). 转型中国的社会态度变迁 (2005–2015). *中国社会科学*, (3), 83−101.]

Li, X. G. & Guo, X. X. (2022). Dynamics of social capital in Urban China, 1999 to 2014: An age-period-cohort analysis. *Social Networks, 68*(10), 394−406.

Li, T. Y. & Fung, H. H. (2013). Age differences in trust: An investigation across 38 countries. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 68*(3), 347−355.

Lin, J., Li, W., Guo, Z., & Kou, Y. (2023). When and why does economic inequality predict prosocial behaviour? Examining the role of interpersonal trust among different targets. *European Journal of Social Psychology*. Advance online publication. https://doi.org/10.1002/ejsp.3007.

Lin, K., Liu, X. Q., & Mao, H. (2010). Social trust and social quality: The analysis and assessment on the data of social quality survey in Zhejiang province. *The Journal of Jiangsu Administration Institute*, (4), 61−67.

[林卡, 柳晓青, 茅慧. (2010). 社会信任和社会质量:浙江社会质量调查的数据分析与评估. *江苏行政学院学报*,(4), 61−67.]

Luhmann, N. (1979). *Trust and power*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Lv, F., & Mei, L. (2016). Reconstruction of social foundational order in the post-Danwei era. *Academia Bimestris* (4), 76−81.

[吕方, 梅琳. (2016). “后单位时代”的“社会基础秩序”重建. *学海*,(4), 76−81.]

Mark, E. W. (2004). *Democracy and trust* (Wu Hui, Trans.). Huaxia. (Original work published 1999)

[马克·E·沃伦. (2004). *民主与信任* (吴辉 译). 北京: 华夏出版社.]

Mayer, R. C., Davis, J. H., & Schoorman, F. D. (1995). An integrative model of organizational trust. *Academy of Management Review, 20*(3), 709−734.

Morselli, D., & Glaeser, S. (2018). Economic conditions and social trust climates in Europe over ten years: An ecological analysis of change. *Journal of Trust Research*, *8*(1), 68−86.

Paxton, P. (1999). Is social capital declining in the United States? A multiple indicator assessment. *American Journal of Sociology, 105*(1), 88−127.

Pletzer, J. L., Balliet, D., Joireman, J., Kuhlman, D. M., Voelpel, S. C., & Van Lange, P. A. M. (2018). Social value orientation, expectations, and cooperation in social dilemmas: A meta-analysis. *European Journal of Personality*, 32(1), 62−83.

Putnam, R. D. (1995a). Bowling alone: America’s declining social capital. *Journal of Democracy*, (6), 65−78.

Putnam, R. D. (1995b). Tuning in, tuning out: The strange disappearance of social capital in America. *PS: Political Science and Politics, 28*(4), 664−683.

Putnam, R. D. (2001). Civic disengagement in contemporary America. *Government and Opposition, 36*(2), 135−156.

Rahn, W. M., & Transue, J. E. (1998). Social trust and value change: The decline of social capital in American youth, 1976-1995. *Political Psychology*, *19*(3), 545−565.

Robinson, R. V. & Jackson, E. F. (2001). Is trust in others declining in America? An age–period-cohort analysis. *Social Science Research*, *30*(1), 117−145.

Romano, A., Sutter, M., Liu, J. H., Yamagishi, T. & Balliet, D. (2021). National parochialism is ubiquitous across 42 nations around the world. *Nature Communicatio*ns, *12*(1), 4456.

Rothstein, B. & Dietlind S. (2003). Social capital, impartiality and the welfare state: An institutional approach. In M. Hooghe & D. Stolle (Eds.), *Generating Social Capital: Civil Society and Institutions in Comparative Perspective*. NewYork: Palgrave MacMillan.

Rotter, J. B. (1967). A new scale for the measurement of interpersonal trust. *Journal of Personality, 35*(4):651−665.

Shen，G. J., & Zhang, C. C. (2016). Income inequality, social stratification and social trust. *Comparative Economic & Social Systems*, (1), 121−136.

[申广军, 张川川. (2016). 收入差距、社会分化与社会信任. *经济社会体制比较*, (1), 121−136.]

Smith, T. W. (1997). Factors relating to misanthropy in contemporary American society. *Social Science Research*, *26*, 170−196.

Thomson, R., Yuki, M., Talhelm, T., Schug, J., Kito, M., Ayanian, A. H., Becker, J. C., Visserman, M. L. (2018). Relational mobility predicts social behaviors in 39 countries and is tied to historical farming and threat. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, *115*(29), 7521−7526.

Tian, Y. P. & Lv, F. (2009). The end of danwei society and its social risks. *Jilin University Journal Social Science Edition*, *49*(6), 17−23.

[田毅鹏, 吕方. (2009). 单位社会的终结及其社会风险. *吉林大学社会科学学报*, *49*(6), 17−23.]

Trzesniewski, K. H., & Donnellan, M. B. (2010). Rethinking “generation me”: A study of cohort effects from 1976–2006. *Perspectives on Psychological Science*, *5*(1), 58−75.

Twenge, J. M., Campbell, W. K. & Carter, N. T. (2014). Declines in trust in others and confidence in institutions among American adults and late adolescents, 1972–2012. *Psychological Science, 25*(10), 1914−1923.

Uslaner, E. M. (2002). *The moral foundations of trust.* Cambridge: Cambridge University Press.

Vogel, E. F. (1965). From friendship to comradeship: The change in personal relations in communist China. *The China Quarterly* 21, 46−66.

Welzel, C. (2014). Evolution, empowerment and emancipation: How societies climb the freedom ladder. *World Development*, *64*, 33−51.

Xie, Y., & Zhou, X. (2014). Income inequality in today’s China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *111*(19), 6928−6933.

Xin, Z., & Xin, S. (2017). Marketization process predicts trust decline in China. *Journal of Economic Psychology*, *62*, 120−129.

Xin, Z. Q. (2019). Marketization and interpersonal trust decline in China. *Advances in Psychological Science*, 27(12), 1951−1966.

[辛自强. (2019). 市场化与人际信任变迁. *心理科学进展*, *27*(12), 1951−1966.]

Xu, Q., Wang, J. S., & Wu, Y. X. (2022). Theory-driven or method-driven? New approaches to age-period-cohort analysis. *Sociological Studies*, *37*(6), 36−58.

[许琪, 王金水, 吴愈晓. (2022). 理论驱动还是方法驱动?——年龄—时期—世代分析的最新进展. *社会学研究*, *37*(6), 36−58.]

Yang, H., & Huang, Y. T. (2022). How can general trust be possible in market economy: A study on the trust in home service industry. *Journal of East China University of Science and Technology (Social Science Edition),* 37(01), 54−65.

[杨慧, 黄钰婷. (2022). 市场经济条件下的普遍信任何以可能？——以家政服务业中的信任生成与演化为例. *华东理工大学学报(社会科学版*), 37(01), 54−65.]

Yu, G. L., & Wang, H. Social transformation: Social psychology snalysis on the lack of public sense of security. *Sociological Review of China*, *4*(3), 11−20.

[俞国良, 王浩. (2016). 社会转型：国民安全感的社会心理学分析. *社会学评论*, *4*(3), 11−20.]

Yuan, M., Spadaro, G., Jin, S., Wu, J. H., Kou, Y., Paul, A. M. V. L., & Balliet, D. (2022). Did cooperation among strangers decline in the United States? A cross-temporal meta-analysis of social dilemmas (1956–2017). *Psychological Bulletin*, *148*(3-4), 129−157.

Yuan, M., Wu, J. H., Jing, S. X. et al. (2024). The changes in cooperation among strangers in China: A cross-temporal meta-analysis of social dilemmas(1999～2019). *Acta Psychologica Sinica*, 56(9), 1159−1175.

[苑明亮, 伍俊辉, 金淑娴, 等. (2024). 中国社会陌生人之间合作行为的变迁：基于社会困境研究的元分析(1999～2019). *心理学报*, 56(9), 1159−1175.]

Yu, H. B. (2017). On the change of Chinese peasants' interpersonal trust and its determinants: Analysis of the data from five waves survey (2002-2015) in 40villages of Jiangxi province. *Journal of Central China Normal University (Humanities and Social Sciences)*, *56*(5), 1−10.

[余泓波. (2017). 变动中的差序:农民人际信任变迁及其影响因素——基于2002-2015年江西40村五波问卷调查数据的分析. *华中师范大学学报(人文社会科学版)*, *56*(5), 1−10.]

Yang, Y., & Land, K.C. (2013). *Age-period-cohort analysis: new models, methods, and empirical applications*. New York: Chapman and Hall/CRC.

Yang, M., Meng, T. G., & Fang, R. (2011). Social trust in a changing society: Stock and change from 1990 to 2010. *Journal of Peking University(Philosophy and Social Sciences)*, *48*(6), 100−109.

[杨明, 孟天广, 方然. (2011). 变迁社会中的社会信任:存量与变化——1990—2010年. *北京大学学报(哲学社会科学版)*, *48*(6), 100−109.]

Zhai, X. W. (2008). Trust and risk society: Western theories and Chinese issues. *Social Science Research*, (4). 123−128.

[翟学伟. (2008). 信任与风险社会——西方理论与中国问题. *社会科学研究*, (4), 123−128.]

Zhai, X. W. (2013). How to understand the relationship between confucian culture and trust. *Journal of Social Sciences*, (6), 70−76.

[翟学伟. (2013). 也谈儒家文化与信任的关系——与《再议儒家文化对一般信任的负效应》一文的商榷. *社会科学*, (6), 70−76.]

Zhai, X. W. (2017). *Chinese social credit: theoretical, empirical, and policy research*. Beijing: China Social Sciences Press.

[翟学伟. (2017). *中国社会信用：理论、实证与对策研究*. 北京: 中国社会科学出版社.]

Zhai, X. W. (2023). Relational vector theory and its explanatory power. *Open Times*, (1), 90−94.

[翟学伟. (2023). 关系向度理论及其解释力. *开放时代*, (1), 90−94.]

Zhao, C., & Dong, C. (2019). Democracy promotionand social trust improvement: An empirical analysis of the "unexpected" effect of farmers'cooperatives. *China Rural Survey*, (6), 45−58.

[赵昶, 董翀. (2019). 民主增进与社会信任提升：对农民合作社"意外性"作用的实证分析. *中国农村观察*, (6), 45−58.]

Zhao, W. L. & Feng, Y. (2011, July). Regional comparison of trust among urban residents in China. Presented at the 2010 Annual Meeting of the Chinese Sociological Society, Harbin, China.

[赵文龙、冯渊. (2011, 7月). 中国城市居民信任的区域比较. *中国道路与社会发展*. 中国社会学会2010年会，哈尔滨，中国.]

Zhong, X. J., & Su, P. T. (2022). The transformation and symbiosis of trust: The logic of community order construction in community governance: An analysis of trust network change of urban locksmith. *Chongqing Social Sciences*, (12), 66−84.

[钟兴菊, 苏沛涛. (2022). 信任转化与共生：社区治理共同体秩序构建的逻辑——基于城市锁匠的信任网络变迁分析. *重庆社会科学*, (12), 66−84.]

Changing Trends of Chinese People's generalized trust: A Dynamic Analysis of the Age-Period- Cohort effect

GAO Xuede, MA Haoyun

(School of Management, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

Abstract

From the onset of the Chinese Revolution in the early 20th century, through the establishment of the People's Republic of China, to the current drive towards comprehensive development of a moderately prosperous society guided by Chinese-style modernization, China has witnessed profound transformations across political, economic, social, and cultural domains. These changes have significantly altered the micro-level values and social mentality of the Chinese people, disrupting traditional social bonds and trust networks, and leading to shifts in widespread public trust. A thorough analysis of the historical evolution and logic behind these shifts in general trust among the Chinese populace is crucial for advancing the modernization of social governance in China and solidifying the societal mindset foundation necessary for Chinese-style modernization.

To accurately describe these trends, this study utilizes large-scale representative sample data (N=95283) from the Chinese General Social Survey (CGSS) conducted between 2003 and 2021 by Renmin University of China. Employing a stratified age-period-cohort (HAPC) model, it analyzes the changing trends of general trust among Chinese individuals across three temporal dimensions: age, period, and birth cohort, while also providing preliminary explanations for group differences.

Specifically, the study arrives at seven main conclusions: (1) General trust exhibits a "U-shaped" curve with age, with middle-aged individuals showing lower levels of trust than both younger and older people. (2) Period effects generally show an upward trend, with two key observations: a brief rapid decline in general trust levels between 2003 and 2005, followed by a stable phase between 2010 and 2015, before a noticeable rise in 2017. (3) The generational effect on general trust follows an inverted "U-shaped" trend, gradually increasing from the 1925 cohort, turning positive by the 1940 cohort, reaching a plateau between the 1945 and 1970 generations, and then sharply declining to the lowest point with the 1990 cohort. (4) Rural residents consistently exhibit higher levels of general trust across most age groups, periods, and generations compared to urban residents, though this difference is narrowing over time. (5) Individuals with higher education levels show higher levels of general trust and greater fluctuations across different age groups. (6) Strong kinship ties and large income disparities have a significant negative impact on the change in general trust, while variables such as the marketization coefficient, population mobility rate, the number of social organizations, average years of education, and the government trust index have a positive impact on the change in general trust.

By utilizing a consistent dataset over a long period, this study overcomes the inaccuracies in conclusions caused by insufficient data or inconsistent measurements in previous research, providing a comprehensive view of the trends and transformations in general trust among the Chinese population over nearly two decades. Especially in examining the effects of generation and

age on general trust, this research advances beyond simplistic analyses, enhancing the scientific rigor and cautious interpretation of its conclusions. It integrates the characteristics of changing general trust with the social transformation and historical development context, revealing the diachronic changes in trust among different generations of Chinese people through an analysis of various stages of societal development and trust models over the past century. This offers a novel theoretical perspective for understanding the trends in trust changes among the Chinese populace. Moreover, the study introduces the HAPC model, an improvement over the traditional APC model, allowing for a more accurate separation of the independent effects of age, period, and cohort, with robustness checks through IE methods and CGLM methods further affirming the reliability of the research findings.
Keywords generalized trust, age–period–cohort effect, social change

附录：

1 变量测量

宏观协变量。市场化系数来源于北京国民经济研究所“中国市场化指数数据库”网站；人口流动率、社会组织数量、基尼系数、出生人口规模数据均来源于国家统计局官方网站，其中社会组织数量做了对数化处理；政府信任指数来自爱德曼（Edelman）国际公关公司“爱德曼信任晴雨表（Edelman Trust barometer）项目”网站；时期平均受教育年限来源于中国人力资本与劳动经济研究中心“中国人力资本指数项目”网站；受数据条件限制，时期亲属关系、世代亲属关系、世代平均受教育年限等变量参考王俊秀、刘洋洋（2023）等人的做法经由 CGSS 微观样本数据计算获得。如时期亲属关系是将一轮调查中全部样本的亲属关系得分加总然后平均而来，它反映的是该时期内社会中整体亲属关系强弱的程度。鉴于 CGSS 数据本身具有较好的代表性，因此上述处理方式是基本可靠的。同理，世代亲属关系、世代平均受教育年限是通过计算一个世代内（如 1925 世代）全部样本在“亲属关系”题项、“受教育程度”题项下的得分均值得到，以此作为世代内亲属关系、受教育程度的宏观反映指标。

控制变量：户籍、受教育程度和亲属关系。具体测量中，户籍类型分为农村户口和城市户口两类。受教育程度分为高等教育和非高等教育两类。亲属关系的测量题项为：“过去一年，您是否常在空闲时间从事以下活动-与不住在一起的亲戚聚会”。其回答选项分为“1-从不”“2-一年数次或更少”“3-一月数次”“4-一周数次”“5-每天”5 个层级。2003 年、2005 年数据缺失相应题项，研究选择了相应的替代题项进行测量，其文本内容分别为：“与亲友接触联系情况”、“您和亲戚/朋友之间的接触和联系的密切程度是怎样的呢？”，回答选项均为“1-非常不密切”“2-不密切”“3-一般”“4-密切”“5-非常密切”5 个层级。根据数据分布情况，将 1-2 编码为低亲属关系，将 3-5 编码为高亲属关系。

2 稳健性检验

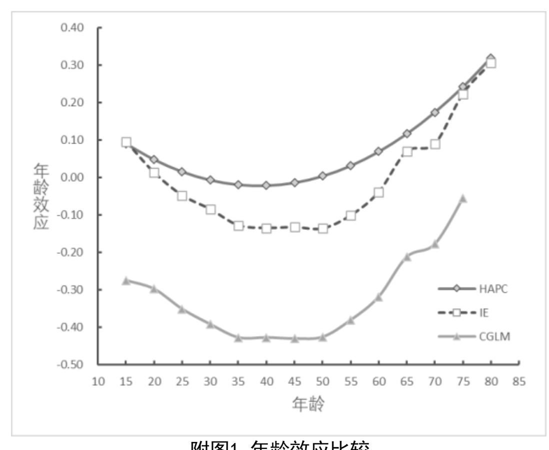
考虑到 HAPC 方法虽然是目前主流的 APC 分析方法，但其本身仍然存在一定缺陷，如世代效应估计会倾向于不显著。为确保个体普遍信任水平的年龄主效应、时期主效应、世代主效应稳健，本研究运用 IE 方法和 CGLM 方法对基础模型进行了相同估计。特别需要说明的是：由于 IE 方法要求个案间的年龄-时期-世代数据必须是等距的，且不允许年龄-时期-世代矩阵出现空格，因此研究对原有数据进行了等距处理，具体来说年龄和时期按照 5 整数年±2 年编为 5 整数年以最大程度减少数据处理对时期的影响，世代由时期减去年龄计算

得到。估计结果显示，虽然在具体系数上存在一定差异，但普遍信任在年龄、时期、世代中变化的趋势是大致相同的，这说明正文所呈现的分析结论是基本稳健的。不同方法的分析结果对比请见附表 1 及附图 1~3。

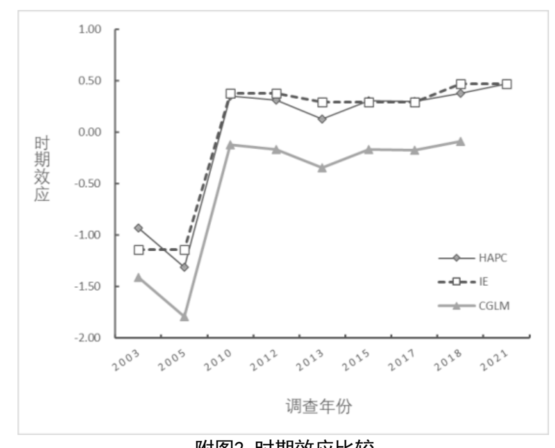
附表 1　基础模型的 HAPC、IE、CGLM 方法分析结果对比

解释变量	HAPC	IE	CGLM	解释变量	HAPC	IE	CGLM
截距	3.0442***	2.9691***	3.8079***	2013	0.1303	0.2929	-0.3429
性别	0.0236***	0.0181**	0.0235***	2005	-0.0409	-0.1616	(omitted)
政治面貌	0.1209***	0.1083***	0.1218***	2015	0.3061	0.2929	-0.1675
民族	-0.040**	-0.0334**	-0.0395**	2017	0.2958	0.2929	-0.1777
婚姻状况	0.0390***	0.0391***	0.0391***	2018	0.3793	0.4697	-0.0924
年龄效应				2021	0.4720	0.4697	(omitted)
15	0.0913	0.0967	-0.2741	世代效应			
20	0.0489	0.0137	-0.2972	1925	-0.1325	-0.4654	-0.2790
25	0.0165	-0.0471	-0.3509	1930	-0.0847	-0.0802	-0.0035
30	-0.0059	-0.0840	-0.3916	1935	-0.0495	-0.0034	0.0386
35	-0.0183	-0.1270	-0.4271	1940	0.0075	0.0678	0.0883
40	-0.0207	-0.1341	-0.4271	1945	0.0846	0.1575	0.1707
45	-0.0131	-0.1321	-0.4299	1950	0.0788	0.1584	0.1776
50	0.0045	-0.1355	-0.4257	1955	0.0974	0.1924	0.2173
55	0.0321	-0.1010	-0.3807	1960	0.0746	0.1835	0.2125
60	0.0697	-0.0389	-0.3181	1965	0.0884	0.1836	0.2271
65	0.1173	0.0698	-0.2116	1970	0.0823	0.1561	0.2141
70	0.1749	0.0899	-0.1769	1975	0.0592	0.1090	0.1779
75	0.2425	0.2231	-0.0546	1980	0.0112	0.0291	0.1171
80	0.3201	0.3064	(omitted)	1985	-0.0517	-0.0676	0.0367
时期效应				1990	-0.1019	-0.1481	-0.0308
2003	-0.9314	-1.1389	-1.4104	1995	-0.0727	-0.1544	-0.0151
2005	-1.3143	-1.1389	-1.7925	2000	-0.0501	-0.1567	(omitted)
2010	0.3523	0.3764	-0.1236	2005	-0.0409	-0.1616	(omitted)
2012	0.3099	0.3764	-0.1650				

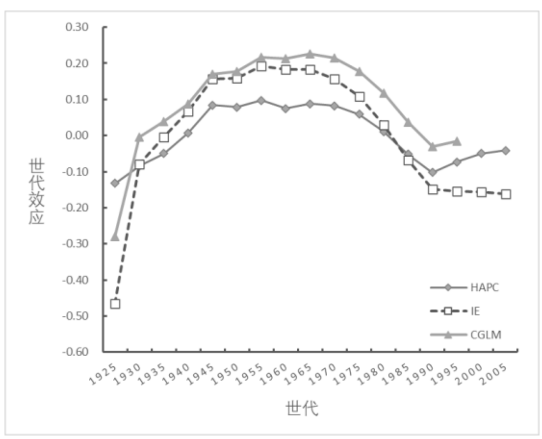
注：***表示 p < 0.001, **表示 p < 0.01, *表示 p < 0.05, +表示 p < 0.1。



附图1 年龄效应比较



附图2 时期效应比较


0.30
0.20
0.10
0.00
-0.10
-0.20
-0.30
-0.40
-0.50
-0.60
世代效应
HAPC
IE
CGLM
1925
1930
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
世代
附图3 世代效应比较